心理学报 2022, Vol. 54, No. 5, 529−548
Acta Psychologica Sinica

https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2022.00529

员工真诚对同事关系的双刃剑效应：共事时间的调节作用*

汤一鹏[1] 贾荣雯[2] 龙立荣[3] 任芷宇[1] 蒲小萍[4]

([1] 中南财经政法大学工商管理学院，武汉 430073) ([2] 对外经济贸易大学国际经济贸易学院，北京 100029)
([3] 华中科技大学管理学院，武汉 430074) ([4] 武汉理工大学管理学院，武汉 430070)

摘 要 目前普遍认为员工在职场中的真诚有助于该员工与同事建立良好的关系。本研究提出员工真诚对同事关系的影响很可能积极和消极并存，其作用效果取决于员工与同事之间的共事时间。基于社会渗透理论并整合归因的文献，本研究认为同事怀疑和同事信任是员工真诚影响同事关系的关键中介机制。为检验本研究理论模型假设，采用轮询问卷法(round-robin survey)和实验法分别开展两个独立调研。结果发现：在共事时间较短的情况下，员工真诚会引发同事怀疑降低同事信任，减少人际帮助并增加人际排斥。在共事时间较长的情况下，员工真诚则有助于打消同事怀疑增加同事信任，增多人际帮助并减少人际排斥。通过引入共事时间作为调节变量，本研究发现员工真诚对同事关系的影响由消极转化为积极需要经过足够长时间的共事才能实现。

关键词 员工真诚，共事时间，同事信任，同事怀疑，人际帮助，人际排斥

分类号 B849: C93

1 问题提出

近年来，社会和学界越来越关注员工在职场中的真诚(Cha et al., 2019; Grandey & Gabriel, 2015)。真诚是指员工按照内在真实自我的行事方式(Caza et al., 2017)。这个主题引起广泛关注有多方面的原因。比如，更加关注自我的新生代员工进入职场(“Generation Me”; Twenge et al., 2010); 企业间人员流动性攀升，人们更希望能找到适合自己的工作(Lindholm, 2009)，这使得他们在职场更倾向于遵从内在真实自我而行事。研究表明员工在工作中的真诚能够满足自我决定的需要(Leroy et al., 2015)，为其工作赋予更深的意义(Ménard & Brunet, 2011)并提高工作投入(Metin et al., 2016)。然而关于员工真诚对职场中人际关系影响的探讨却方兴未艾(Cha et al., 2019)。目前学者普遍认为员工真诚能够促进与同事之间积极的人际互动(Ilies et al., 2005; Kernis & Goldman, 2006; Gill & Caza, 2018; Tang, Xu et al., 2021)。这主要是基于以往研究发现真诚有利于消除互动中的疑虑建立彼此的信任(e.g., Swann et al., 1994; Wickham, 2013)。这些研究主要在亲近的人际关系中开展，比如恋人(Wickham, 2013)或朋友(Peets & Hodges, 2018)，同事之间的交往却未必有如此深入。由于员工流动性的提高(Lindholm, 2009)，许多同事之间可能还相当陌生，甚至比较疏离(e.g., Xu et al., 2020)。基于这些研究发现提出员工真诚促进同事间积极人际互动的观点可能有失偏颇。

我们认为员工真诚对同事关系的影响很可能是积极和消极并存的。一方面，员工真诚有助于建立信任促进同事积极的人际互动。另一方面，员工真诚也可能让同事感觉这样的行事方式超越了关系的界限，产生怀疑引发消极的人际互动。职场中真诚相关的研究也能佐证这个推论。比如，Yagil 和

收稿日期: 2020-12-22
* 国家自然科学基金项目(72132001, 71802194, 72101195, 71832004)以及教育部人文社科基金项目(19YJC630061)资助。
通信作者：蒲小萍，E-mail: pxppsy@whut.edu.cn

Medler (2013)的研究发现，当服务人员与顾客倾诉个人纠结时，这种真实自我的表露可能会让顾客觉得服务人员的行为不符合彼此关系的性质越了界而产生排斥。亟需深入探究的是，员工真诚通过何种机制对同事关系产生影响？积极和消极影响在何时占据主导？为了清晰地刻画员工真诚的双刃剑效应，本研究聚焦于员工真诚如何影响人际帮助(e.g., Grant & Mayer, 2009)和人际排斥(e.g., Robinson & Schabram, 2019)，因为这两种行为是工作场所中典型的积极和消极人际互动。本研究基于社会渗透理论(social penetration theory; Altman & Taylor, 1973; Taylor & Altman, 1987)整合归因的文献(i.e, Hilton et al., 1993; Reeder et al., 2004)进行分析，提出员工真诚可能通过影响同事对该员工的信任和怀疑对同事关系产生影响。社会渗透理论认为彼此互动中展现符合关系的言行能让人比较放心产生信任；相反，相对于关系过于内在或者外在的自我展现都可能让对方感到这个举动难以清晰归因解释而产生怀疑，影响彼此间的互动。该理论进一步提出人们主要基于双方关系的阶段设定适合展现的自我层面：刚开始认识的初始阶段，通常限于展现比较外在的自我层面；在相识较长时间之后，双方会期望了解彼此的内在自我层面。鉴于此，本研究提出一个关键的调节变量：员工与同事之间的共事时间。在共事的早期，员工真诚对同事关系所产生的影响可能主要是负面的，引发同事怀疑降低信任，减少人际帮助并增加人际排斥。在共事较长时间之后，员工真诚的正面作用可能会占据主导，有助于增加同事信任打消怀疑，增多人际帮助并减少人际排斥。

1.1 员工真诚与同事互动

真诚是指员工在日常工作中按照内在真实自我行事的行为倾向(Kernis, 2003; Kernis & Goldman, 2006)。根据 Kernis 和 Goldman 的分析，这种行事方式包含 4 个方面：其一，自我觉察(self-awareness)，指知道自己是怎样的人；清楚了解内在真实自我，包括自身感受、想法和价值观；其二，无偏见加工(unbiased processing)，指坦然面对真实自我，承认自己的缺点与不足；其三，真诚行为(authentic behavior)，指按照内在真实自我行动，用行为表明自身立场、想法和价值观；其四，关系透明性(relational transparency)，指员工在与同事在交往中展现内在真实自我。他们据此提出真诚的构念中包含这 4 个成分。这个构念目前在管理学中应用最为广泛，被用于构建真诚型领导的概念内涵(e.g., Ilies et al., 2005; Neider & Schriesheim, 2011; Walumbwa et al., 2008)。本研究沿用 Kernis 和 Goldman 所提出的真诚构念，提出员工真诚是指在日常工作中按照内在真实自我行事。这种行事方式会影响同事互动。

基于社会渗透理论和归因的文献，本研究提出员工真诚可能影响同事对该员工的信任和怀疑。社会渗透理论认为人们会将自我从内在到外在划分为许多层，就像洋葱将内在核心自我包裹在内层，并且设定适合呈现的自我层面(Altman & Taylor, 1973; Taylor & Altman, 1987)。与初识的人互动中所展现的自我通常会限定在相对浅表的外在层面(Harrison et al., 1998)。与熟识的人互动中所呈现的自我则会在比较内在的层面(Altman et al., 1981)。展现符合关系的自我层面让人容易理解和接受，互动起来感觉比较放心产生信任。然而，展现相对于关系过于外在或内在自我层面都可能让对方对这个举动产生怀疑。沿用该理论的逻辑，本研究认为员工真诚的行事方式很可能会影响同事的信任和怀疑。员工真诚按照内在真实自我行事，秉行自身价值观，坦白承认不足表达真实感受(Kernis, 2003; Kernis & Goldman, 2006)。假如这种内在真实自我的呈现符合同事所界定适合展现的自我层面，则员工真诚会让同事产生信任。这种信任主要基于同事能够理解和预期该员工的行为(knowledge-based trust; Lewicki et al., 2006)，因为这时可以将员工真诚归因于双方关系。相反若这种内在真实自我的呈现不符合同事所界定适合展现的自我层面，则同事可能产生怀疑。根据归因研究的发现，当对他人举动感到难以理解以致心存多种可能归因解释时，怀疑就会产生(Ham & Vonk, 2011; Hilton et al., 1993)。这种怀疑主要表现为该员工言行动机暧昧不明的一种不确定心态(suspicion of ulterior motives; Fein, 1996; Marchand & Vonk, 2005)。简而言之，当员工真诚表露内在真实自我不符合同事心中所界定适合展现的自我层面时，同事可能会感觉这种行事方式难以理解而对行为动机归因模糊不清以致产生怀疑降低信任。当员工真诚的行事方式切合同事所界定适合展现的自我层面则有助于澄清这种模糊的归因，消除怀疑产生信任。

1.2 共事时间对员工真诚与同事怀疑和同事信任之间关系的调节作用

基于社会渗透理论，本研究提出员工真诚对同

事怀疑和同事信任的影响在很大程度上取决于员工与同事之间的共事时间。该理论认为人们在互动中所设定适合展现自我层面的依据主要是两人关系的阶段(Altman & Taylor, 1973; Taylor & Altman, 1987)。刚开始认识的时候, 由于彼此不甚了解, 通常限定自我呈现在相对外在的层面。随着相识时间增长, 互动增多, 相互更多了解。这时则会展现更内在的自我层面(Altman et al., 1981; Collins & Miller, 1994)。这个理论逻辑应用于本研究。共事早期由于同事对该员工了解较少, 相对比较陌生, 同事会期望呈现比较外在的自我层面。员工真诚按照内在真实自我行事可能超出该阶段适合展现的层面, 让同事感觉员工的举动不符合预期。这个阶段信任的基础主要是彼此遵守普遍规范、行为相对可预期(predictable; Rousseau et al., 1998)。员工的举动会让同事感觉难以建立信任。而且研究发现人们在初识的时候倾向于对这样难以理解的行为进行多种可能模糊归因(Fein et al., 1990)。同事对该员工的行事方式心存多种可能的解释, 以致对其动机产生怀疑。具体而言, 员工坦白承认缺点和不足可能会让同事怀疑是否想要逃避这些方面的工作, 或者预先为将来可能出现的错误推脱责任(Wooten, 2009)。员工清晰表明自身价值观, 在工作中坚持自己的观点。由于没有过往经验作为参考, 同事可能对这样的举动心中存疑。员工真诚展现内在自我, 这种超出预期的举动会让同事怀疑是否别有用心。总体而言, 在共事早期, 员工真诚会让同事感觉难以建立信任, 怀疑背后有不明的动机。

经过较长时间共事之后, 同事累积了对该员工足够多了解并逐渐形成了整体的认识, 也即关于他/她是怎样的人(who he/she is)的理解。在这个阶段, 同事对该员工的整体认识构成其信任的基础, 根据这些认识来理解该员工具体言行(Lewicki et al., 2006)。员工真诚按照内在真实自我的行事方式——清晰表明自己的价值观并在行动中实践, 承认自身不足并坦诚分享自己的想法——符合同事所界定该员工在这个阶段适合展现的自我层面, 能够让同事感觉比较安心。而且同事这时已经可以对该员工的行为进行相对准确的内归因(dispositional attribution; Reeder et al., 2004), 判断该行为是否出于内在真实自我。这种情况下, 员工真诚的行事方式会让同事感觉行为符合其整体认识, 有助于建立信任, 消除怀疑(Greene et al., 2006; Taylor & Altman, 1987)。如果此时员工隐藏内在真实自我则反而可能让同事感觉行为不符合预期产生怀疑, 降低对该员工的信任。综合以上分析, 本研究认为, 在共事时间较短的情况下, 员工真诚可能增加同事怀疑降低同事信任; 经过较长时间的共事之后, 员工真诚则可能降低同事怀疑增加同事信任。因此, 本研究提出:

假设 1a: 共事时间调节员工真诚与同事怀疑之间的关系。共事时间较短的情况下, 两者之间关系呈正向, 共事时间较长的情况下两者之间关系呈负向。

假设 1b: 共事时间调节员工真诚与同事信任之间的关系。共事时间较短的情况下, 两者之间关系呈负向, 共事时间较长的情况下两者之间关系呈正向。

1.3　员工真诚对人际帮助和人际排斥的间接效应

本研究认为同事的怀疑和信任会进而影响同事对该员工的人际帮助。人际帮助是职场中常见用于表达亲近的行为(Grant & Mayer, 2009; van Dyne et al., 1995)。由于需要耗费时间、精力和资源, 所以人们通常倾向于帮助那些可能得到回报的对象(Halbesleben & Wheeler, 2015; Koopman et al., 2016)。同事怀疑中包含着对员工行为举止背后动机不确定的疑虑(Marchand & Vonk, 2005)。当怀疑较高时, 即使看到该员工在工作中遇到困难和问题, 同事也可能犹豫是否提供帮助, 因为担心自己“吃亏”或被利用, 认为提供帮助得不到应有的回报。就算该员工寻求帮助, 同事也可能摇摆不定而推脱(Grodal et al., 2015)。这就导致同事怀疑可能减少人际帮助。然而当同事对该员工建立了足够的信任, 则可能认为帮助对方是必要的, 对将来有益的。出于这个原因, 同事给该员工提供帮助的可能性会大大提高(Halbesleben & Wheeler, 2015)。而且这种情况下同事可能更敏锐地察觉到员工遇到的困难和需要帮助, 并且更加愿意提供帮助(Cialdini et al., 1997)。因此, 本研究认为同事怀疑与人际帮助之间存在负向关系; 同事信任与人际帮助之间存在正向关系。

假设 2a: 同事怀疑与人际帮助之间呈负向关系。

假设 2b: 同事信任与人际帮助之间呈正向关系。

同事的怀疑和信任也可能会影响同事对该员工的人际排斥。人际排斥是职场中典型表达疏远的行为, 表现为回避眼神和规避交流等等(Ferris et al., 2008)。出于对该员工的怀疑, 同事感觉与之互动潜藏很大的不安全, 担忧有所隐瞒(Fein, 1996; Hilton et al., 1993)。同事会尽量避免与该员工接触以规避不安全和模糊的情境(Zhang & Zhou, 2014)。怀疑的心态也会促使同事尝试挖掘该员工行为背后的原因

并倾向归因于利己动机(self-serving motives; DeCarlo, 2005)。同事会将员工真诚举动解读为自私。例如，坚持立场可能被看作忽视他人感受(Jones & Paulhus, 2009)。同事可能因此与该员工保持距离(Ferris & Hochwarter, 2011)。相应地，当同事比较信任该员工，这种信任会让同事用相对积极的眼光来看待该员工的行为举止。员工真诚的行事方式很可能被理解为表达信任和善意(Tang, Xu et al., 2021)。同事与该员工互动中可能会感觉比较安全，因此表现出较少的人际排斥。基于以上分析，我们提出：

假设 3a：同事怀疑与人际排斥之间呈正向关系。

假设 3b：同事信任与人际排斥之间呈负向关系。

结合前面关于员工真诚与同事怀疑和同事信任之间关系的论述(假设 1)，本研究进一步提出员工真诚可能通过作用于同事怀疑和同事信任影响同事对该员工的人际帮助，并且这个间接效应会受到共事时间的调节。具体表现为，在共事时间较短的情况下，员工真诚可能会通过提高同事怀疑减低同事信任，以致减少人际帮助；在共事时间较长的情况下，员工真诚则会有助于降低同事怀疑提高同事信任以增多人际帮助。因此，本研究提出：

假设 4：共事时间调节员工真诚通过影响同事怀疑(4a)和同事信任(4b)对人际帮助的间接效应。在共事时间较短的情况下，员工真诚增加同事怀疑降低同事信任进而对人际帮助产生负向间接影响；在共事时间较长的情况下，员工真诚降低同事怀疑提高同事信任进而对人际帮助产生正向间接影响。

本研究认为员工真诚也可能通过作用于同事怀疑和同事信任进而影响同事对该员工的人际排斥，并且这个间接效应也同样可能受到共事时间的调节。在共事时间较短的情况下，员工真诚会通过提高同事怀疑减低同事信任，以致增加人际排斥；在共事时间较长的情况下，员工真诚则可能有助于降低同事怀疑提高同事信任，进而减少人际排斥。本研究据此提出：

假设 5：共事时间调节员工真诚通过影响同事怀疑(5a)和同事信任(5b)对人际排斥的间接效应。在共事时间较短的情况下，员工真诚增加同事怀疑降低同事信任进而对人际排斥产生正向间接影响；在共事时间较长的情况下，员工真诚降低同事怀疑提高同事信任进而对人际排斥产生负向间接影响。

综上所述，本研究的理论模型如图 1。为验证该理论模型，我们开展了两个独立的研究。研究 1 的问卷调研主要探讨同事怀疑作为员工真诚对同事关系影响的中介效应，因为这是本研究有别于以往研究的关键解释机制。得到结果支持后，我们在研究 2 采用实验法对整体模型进行检验。这样做有两方面好处。其一，研究 1 问卷调研结果难以支持理论模型中的因果推论(causality)；研究 2 采用实验法则能够有效处理这个问题。其二，使用不同研究方法的设计能够在多种研究情境中反复检验理论假设；这在很大程度上提高了研究发现的可靠性(robustness)和外部效度(generalizability; Wright & Sweeney, 2016)。

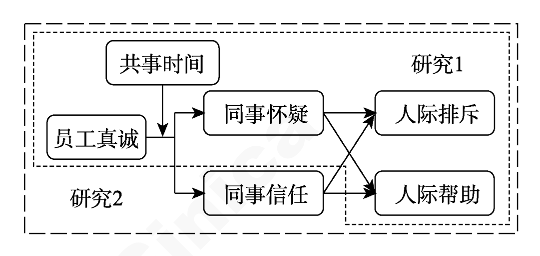


图 1 理论模型

2 研究 1：同事怀疑中介效应的轮询问卷调研

2.1 研究方法

2.1.1 研究对象

本研究的样本取自中国华南地区一家企业的工作团队。团队的员工通常在一个办公室工作，平时多有互动。本调研问卷采用轮询设计(round-robin design; Warner et al., 1979)，要求同一团队中的成员之间进行相互评价。这种问卷设计已经在越来越多的管理学研究中被采用，主要用于刻画工作场所中的人际互动(e.g., Lee & Duffy, 2019; Ouyang et al., 2018)。以 4 名成员(成员甲、成员乙、成员丙和成员丁)组成的团队为例具体说明问卷设计。在该团队中测量同事怀疑时，会要求成员甲汇报自己分别对于成员乙、成员丙和成员丁的怀疑。同时，要求成员乙汇报自己分别对于成员甲、成员丙和成员丁的怀疑。以此类推。所有参与调研的成员都会被要求汇报对其他每位成员的怀疑。本研究采用轮询设计测量同事怀疑、人际帮助和人际排斥。我们在第一个时间点(T1)要求参与调研的成员汇报自己的个人信息，并测量员工真诚和同事怀疑。为了降低同源误差，在间隔两周之后的第二个时间点(T2)，参与调研的成员汇报人际帮助和人际排斥。本研究要求员工汇报同事对其人际帮助，同事汇报其对员工的人际排斥。本研究所使用的测量工具均是已经

发表并被验证的成熟量表, 对英文版本原量表采用了双向翻译程序翻成中文(Brislin, 1980)。

在本研究中, 第一次调研发放问卷 384 份, 回收有效问卷 333 份, 问卷有效回收率 86.7%; 第二次调研发放问卷 333 份, 回收有效问卷 299 份, 回收有效率为 89.8%。将轮询问卷进行匹配, 删除不完整的配对数据, 最终样本为 63 个团队中的 1027 个人际配对(dyads)。平均团队规模为 5.6 人(SD = 2.82)。在完成有效问卷的 299 名员工中, 女性占比 44.8%, 平均年龄为 34.39 岁(SD = 7.46), 具有本科及以上学历的员工占 78.6%, 在该企业的平均工作年限为 9.18 年(SD = 6.96)。

2.1.2　问卷测量

员工真诚(T1)。本研究采用 Leroy 等人(2015)所开发的员工真诚量表。该量表改编自 Kernis 和 Goldman (2006)的个人真诚量表(Authenticity Inventory)。量表包含 4 个维度每个维度 4 个题项, 共 16 个题项, 包括“对于我所做的事情, 我很清楚自己为什么这么做” (自我觉察)、“我毫不掩饰自己的缺点和错误” (无偏见加工)、“我会按照自己的信念去做事” (真诚行为)、“我如实地向他人说明自己的想法” (关系透明性)。在问卷中, 询问参与调研的员工在多大程度上同意题项中的内容适合用于描述自己。采用李克特 7 点评分量表, 1 为“非常不同意”, 7 为“非常同意”。分数越高, 表明员工真诚程度越高。对该量表进行验证性因子分析, 结果发现单因子二阶模型与数据拟合良好, $\chi^2(116)$ = 234.0, CFI = 0.92, TLI = 0.91, RMSEA = 0.06, SRMR = 0.05, 说明该量表的 4 个维度能够整合为单个因子用于表征员工真诚。该量表的内部一致性系数为 0.86。

同事怀疑(T1)。研究使用 DeCarlo (2005)所开发的 3 个题项测量同事对员工行为动机的怀疑。在调研中, 要求参与调研的成员回顾自己分别与其他每位成员在工作中互动的经历, 并根据这些人际互动的经历回答在多大程度上同意题项中的内容能够反映自己对具体某个成员互动的感觉, 1 为“非常不同意”, 7 为“非常同意”。题项包括“他(她)好像总是另有所图”、“他(她)做事的动机似乎暧昧不明”、“他(她)给人别有用心的感觉”。该测量的内部一致性系数为 0.95。

人际帮助(T2)。在本研究中, 采用 Ouyang 等人(2018)在轮询设计中所使用的四题项量表来测量同事之间的人际帮助。该量表要求参与调研的员工汇报其他成员对自己给予帮助的频次, 1 为“从不”, 7 为“总是”。题项包括“他(她)在工作上为我提供帮助”、“他(她)给我分享他(她)专业方面的知识技能”、“他(她)花时间帮我解决工作中遇到的难题”、“他(她)帮助我完成积压的工作”。该测量的内部一致性系数为 0.96。本量表要求员工汇报, 得分会被用于表征同事对员工的人际帮助。

人际排斥(T2)。本研究改编 Ferris 等人(2008)的职场排斥量表(workplace ostracism scale)用来测量人际排斥。原量表主要用于测量个体在职场中所感受到的社会排斥。本研究沿用在轮询设计中将长量表进行改编并缩减的通常做法对量表进行了处理(e.g., Lam et al., 2011; Lee & Duffy, 2019)。改编是为了让量表符合具体的情境; 缩减是为了降低参与者填写问卷的疲倦(fatigue), 因为轮询问卷要求每位成员就相同题项对多个其他成员进行评价。由于主要用量表来测量工作团队中两名成员之间的人际排斥, 本研究首先将题项中内容改述为符合两人之间互动的情境, 并且从排斥者的视角来进行措辞用于反映同事对该员工的人际排斥。比如, 原量表中的第二项“在你进入房间的时候, 其他人会散去”被改编为“当他(她)进入房间的时候, 我会离开”; 原量表中的第六项“其他人不会看着你”被改编为“我会回避与他(她)有眼神接触”。然后, 邀请两名管理学博士研究生对改编后题项的内容有效性(content validity)进行评估。基于该评估结果, 选择其中最能表征同事之间人际排斥的 3 个题项, 分别为“我会回避与他(她)有眼神接触”、“我会避免与他(她)交谈”、“他(她)在场的时候, 我会表现得他(她)似乎不在”。问卷要求参与调研的成员汇报自己分别向其他成员做出题项中行为的频率, 1 为“从不”, 7 为“总是”。该测量的内部一致性系数为 0.95。

共事时间。在本研究中, 我们希望能够获取团队成员两两之间准确的共事时间。在第一次调研的时候(T1), 我们要求成员在轮询问卷中汇报自己与其他每位成员之间的共事时间。这样, 两人之间的共事时间由两人分别进行了汇报。然后, 对照两人所汇报的时间查看是否一致。其中, 大部分的汇报(84.2%)是一致的。为了尽量确保汇报的准确性, 在第二次调研的时候(T2), 我们将两人所分别汇报的共事时间都呈现在问卷中并要求成员进行再次确认。该操作有效澄清了汇报有差异的情况。

控制变量(T1)。本研究要求参与调研的成员汇报自己的人口统计学特征, 包括性别、年龄、教育

背景以及在该企业的工作年限。在分析验证研究假设时，控制了人口统计学变量，因为这些变量可能影响到两人之间关系(Harrison et al., 1998)。同时，我们要求团队领导提供该团队成员的人数，并且在分析中控制了团队规模，因为研究表明团队规模也会影响团队中的人际互动过程(Richter et al., 2006)。本研究的主要逻辑是员工真诚可能通过作用于同事怀疑进而影响同事对该员工的人际帮助或人际排斥。然而，同事对该员工提供帮助或保持疏远的原因未必出于对员工真诚所产生的怀疑，也有可能是同事希望明确双方关系的界限以保持其自身的独立性(Robinson et al., 2013)。因此，本研究控制了同事保持独立的意愿(desire for independence)。我们采用 Nagumey 等人(2004)所开发的量表对该变量进行测量。题项包括“保持自身的独立性对我来说非常重要”、“自己的问题要我自己来面对”以及“不能依靠别人来处理我自己的事情” (1 为“非常不同意”, 7 为“非常同意”)。该量表内部一致性系数为 0.75。在本研究假设检验的分析中，是否加入控制变量进行分析所得到的统计结论基本一致。

2.1.3 分析策略

轮询设计调研所取得的数据并非彼此独立的，该数据具有复杂的层级结构。比如，前面举例的 4 人工作团队，甲−乙的人际关系嵌套在成员甲和成员乙之间；这些成员又嵌套在同一团队之内。这种复杂的层级关系使得数据存在 3 个层次：人际层次(dyadic level; 甲−乙)、个体层次(individual level; 成员甲和成员乙)以及团队层次(group level)。本研究采用一种特殊的层级数据分析方法——社会关系模型(social relations model; Kenny, 1994; Kenny et al., 2006)。采用这种方法首先需要将因变量变异(variance)按照不同层次进行分解。由于其层级特征，因变量变异可分解为源自团队、源自个体(包括源自员工和源自同事)以及源自两人之间的互动关系三个层级的变异。本研究主要关注员工与同事之间的关系。因此，我们首先将两人之间互动关系中所产生的变异分解出来，在人际层次上对数据进行分析。在分析之前，需要确保在人际层次有足够大的变异。假如人际层次的变异太小，则即使自变量能够显著预测因变量，其效应解释量也非常小，没有分析的必要。该方法近年来被越来越多管理学者采用，主要用于分析工作团队中的人际互动(e.g., de Jong et al., 2007; Lee & Duffy, 2019)。

在本研究中，为了分析自变量(e.g., A 的真诚)对因变量(e.g., B 对 A 的人际排斥)的影响，我们先分解因变量的变异。在确认人际层次有足够大变异量之后，我们才继续分析自变量与因变量的关系。在检验假设时(e.g., 假设 1a)，我们将控制变量、自变量、调节变量(e.g., A 与 B 的共事时间)以及其交互项，也即自变量与调节变量的乘积，依次添加到预测因变量的模型中进行统计分析。该模型中的效应估值表征预测变量与因变量之间关系的方向和强度。这些估值的统计意义类似于回归分析中的回归系数(Kenny et al., 2006)。本研究中使用 Kenny 和 Wong (2016)所开发的应用程序来进行社会关系模型分析(e.g., Lam et al., 2021; Tang, Lam et al., 2021)。需要特别说明的是，同一团队中的两名成员会形成两个不同的人际配对(dyads)。比如，成员甲对成员乙的人际排斥不同于成员乙对成员甲的人际排斥。因此，4 名成员所组成的团队可以形成 12 个不同的人际配对。为了提高统计分析的效力，本研究不仅分析预测变量与因变量之间效应估值的显著性，还对预测模型本身进行检验，以确认预测变量的加入是否会显著提高预测模型的拟合度。对于被调节中介效应的假设检验，本研究严格按照 Preacher 等人(2007)所建议的步骤进行分析，并采用蒙特卡洛法(Monte Carlo approach)对有条件的间接效应进行检验。

2.2 研究结果

2.2.1 验证性因子分析

本研究采用 Mplus 7.0 对个体层次的两个变量(i.e., 员工真诚和独立意愿)以及人际层次的三个变量(i.e., 同事怀疑、人际帮助以及人际排斥)进行多层次验证性因子分析用以检验变量测量的区分效度。分析结果(如表 1 所示)表明五因子模型具有较好的拟合度，$\chi^2(183) = 491.4$, CFI = 0.94, TLI = 0.93, RMSEA = 0.04, $SRMR_{between} = 0.09$, $SRMR_{within} = 0.02$，显著优于所有竞争模型，$\Delta\chi^2 = 1634.1(2)$, 2954.0(2), 3821.1(3), 67.3(1), 3853.1(4), $p < 0.001$。该分析结果表明本研究的测量能够很好地将变量进行区分。

2.2.2 描述性统计

在表 2 中呈现了各变量的均值、标准差、相关系数以及变量测量的信度系数。从相关分析的结果可以看出，B 对 A 的怀疑与 B 对 A 的人际帮助之间呈显著负相关，$r = -0.12$, $p < 0.001$，与人际排斥之间呈显著正相关，$r = 0.38$, $p < 0.001$，初步证明同事怀疑可能会降低人际帮助，提高人际排斥。

表 1　多层次验证性因子分析(研究 1)

模型	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	CFI	TLI	RMSEA	$SRMR_{between}$	$SRMR_{within}$
五因子模型	491.4 (183)		0.94	0.93	0.04	0.09	0.02
因子合并模型							
合并同事怀疑与人际排斥	2125.6 (185)	1634.1 (2)***	0.65	0.59	0.10	0.09	0.18
合并人际排斥与人际帮助	3445.4 (185)	2954.0 (2)***	0.41	0.31	0.13	0.09	0.29
合并人际层次的变量	4312.5 (186)	3821.1 (3)***	0.26	0.13	0.15	0.09	0.33
合并个体层次的变量	558.7 (184)	67.3 (1)***	0.93	0.92	0.05	0.10	0.02
个体和人际层次二因子模型	4344.5 (187)	3853.1 (4)***	0.25	0.13	0.15	0.10	0.33

注: $\Delta\chi^2$ 的计算方式为将竞争模型均与五因子模型进行比较。$^{***}p < 0.001$

2.2.3　变异分解

采用社会关系模型, 我们首先对因变量进行了变异分解, 包括 B 对 A 的怀疑、人际帮助以及人际排斥。如表 3 所示, B 对 A 的怀疑的总体变异量中, 两人之间的互动关系所产生的变异占 27.9%; B 对 A 的人际帮助的总体变异量当中, 两人之间的互动关系所产生的变异占 31.4%; B 对 A 的人际排斥的总体变异量当中, 两人之间的互动关系所产生的变异占 24.1%。分析结果表明, B 对 A 的怀疑、B 对 A 的人际帮助和 B 对 A 的人际排斥在很大程度上受到两人之间互动关系的影响。

2.2.4　假设 1a 的检验

假设 1a 提出共事时间调节员工真诚与同事怀疑之间的关系; 共事时间较短情况下两者之间关系呈正向; 共事时间较长情况下两者之间关系呈负向。为检验该假设, 本研究将控制变量、A 的真诚、A 与 B 的共事时间以及两者的交互项依次加入模型预测 B 对 A 的怀疑。如表 4 所示, 员工真诚与共事时间的交互作用显著影响 B 对 A 的怀疑($b = -0.08$, $SE = 0.02$, $p < 0.001$), 表明 A 与 B 的共事时间能够调节 A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间的关系。

画出交互效应(如图 2), 并进行了简单斜率检验(Aiken & West, 1991)。结果显示, 在 A 与 B 的共事时间较短(−1 *SD*)的情况下, A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间显著正相关($b = 0.08$, $SE = 0.03$, $p = 0.013$)。在 A 与 B 的共事时间较长(+1 *SD*)的情况下, A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间显著负相关($b = -0.08$, $SE = 0.04$, $p = 0.019$)。为清楚对比不同情况所带来的改变, 本研究对共事时间较短和较长两种条件下的简单效应进行了差异检验, 结果发现两者之间差异显著($d = 0.16$, $t(950) = 3.39$, $p < 0.001$)。综合这些分析结果, 假设 1a 得到验证。

在本研究中, 我们进一步采用 Gardner 等人(2017)所提出的方法分析共事时间的变化如何影响员工真诚与同事怀疑之间的关系。该方法主要用于分析随着调节变量由小到大逐渐改变, 自变量与因变量之间的关系由显著到不显著以及由不显著到显著的过程。在此基础上, 刻画出自变量与因变量关系的显著区域(regions of significance)。按照 Gardner 等人(2017)所建议的方法, 我们使用詹森内曼技术(Johnson-Neyman technique)进行分析。该技术的原理主要是逆向计算调节效应公式, 通过设置特定显著性水平反向算出处于显著到不显著以及不显著到显著边界的调节变量值。该技术目前有两种方法可以实现: 其一, 使用 SPSS 或 Mplus 等软件来进行计算; 其二, 应用 Preacher 等人(2006)所开发的网上程序实现(i.e., http://www.quantpsy.org/interact/interactions.htm; Miller et al., 2013)。本研究采用网上应用程序进行计算, 并设定显著性水平为 $p < 0.05$。分析结果发现, 当 A 与 B 的共事时间从 0 开始到 0.89 年的时候, A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间存在显著的正向关系。从 0.89 年到 5.21 年, 两者之间的关系不再显著。从 5.21 年往后, A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间存在显著的负向关系。

2.2.5　假设 2a 和假设 3a 的检验

假设 2a 提出同事怀疑与人际帮助之间呈负向关系。为了检验该假设, 我们将控制变量, A 的真诚、A 与 B 的共事时间、员工真诚与共事时间交互项以及 B 对 A 的怀疑加入社会关系模型预测 B 对 A 的人际帮助。如表 5 所示(见模型 2), B 对 A 的怀疑与 B 对 A 的人际帮助之间存在显著的负向关系($b = -0.14$, $SE = 0.04$, $p < 0.001$)。假设 2a 得到支持。

假设 3a 提出同事怀疑与人际排斥之间呈正向关系。同样, 我们将控制变量、A 的真诚、A 与 B 的共事时间、员工真诚与共事时间交互项以及 B 对 A 的怀疑加入社会关系模型预测 B 对 A 的人际排斥。结果显示(见表 5 中的模型 4), B 对 A 的怀疑与 B 对 A 的人际排斥之间存在显著正向关系($b = 0.23$,

表 2　描述性统计分析果(研究 1)

	变量	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	A 的年龄(个体层次)	34.39	7.46															
2	A 的性别(个体层次)	44.8%	0.498	−0.15**														
3	A 的学历(个体层次)	78.6%	0.411	−0.20**	−0.01													
4	A 的工作年限(个体层次)	9.18	6.96	0.78**	−0.07*	−0.18**												
5	B 的年龄(个体层次)	34.39	7.46	0.33**	−0.12**	−0.06*	0.27**											
6	B 的性别(个体层次)	44.8%	0.498	−0.07*	0.38**	−0.08*	−0.04	−0.15**										
7	B 的学历(个体层次)	78.6%	0.411	−0.10**	−0.08*	0.33**	−0.06	−0.18**	0.00									
8	B 的工作年限(个体层次)	9.18	6.96	0.28**	−0.07*	−0.05	0.23**	0.78**	−0.08*	−0.20**								
9	团队规模(团队层次)	5.60	2.82	0.20**	−0.16**	−0.06	0.21**	0.22**	−0.14**	−0.06*	0.24**							
10	B 的独立意愿(个体层次)	6.05	0.79	−0.02	0.02	−0.04	−0.005	−0.07*	0.15**	−0.00	−0.02	−0.01	(0.75)					
11	A 的真诚(个体层次)	5.86	0.55	0.06*	0.01	0.09**	0.07*	−0.00	−0.01	−0.01	0.01	0.04	0.01	(0.86)				
12	A 与 B 的共事时间(人际层次)	2.94	3.08	0.25**	−0.11**	−0.20**	0.24**	0.25**	−0.09**	−0.20**	0.25**	0.12**	0.03	−0.06				
13	B 对 A 的怀疑(人际层次)	1.86	0.97	0.13**	0.07*	−0.03	0.08*	0.11**	−0.01	−0.04	0.04	0.00	−0.17**	0.01	−0.01	(0.95)		
14	B 对 A 的人际帮助(人际层次)	4.33	1.57	−0.02	−0.24**	0.11**	−0.06	0.03	−0.14**	0.12**	0.02	0.02	0.01	0.19**	0.02	−0.12**	(0.96)	
15	B 对 A 的人际排斥(人际层次)	1.33	0.87	0.13**	−0.09**	−0.05	0.12**	0.21**	−0.15**	−0.12**	0.08**	0.08*	−0.11**	0.01	0.09**	0.38**	−0.03	(0.95)

注: (1) N = 63 个团队中 299 名员工之间的 1027 个配对; $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$。括号内数据为 Cronbach's α 系数值。
(2) 性别 (0 男性, 1 女性); 学历 (0 大专及以下, 1 本科及以上)。

表 3　变异分解结果(研究 1)

变异来源	B 对 A 的怀疑			B 对 A 的人际帮助			B 对 A 的人际排斥		
	估值	百分比	*SE*	估值	百分比	*SE*	估值	百分比	*SE*
团队	0.03	3.3%	0.05	0.23	9.3%	0.12	0.04	4.9%	0.04
A 的影响	0.05	4.4%	0.01	1.39	56.1%	0.16	0.02	2.0%	0.01
B 的影响	0.66	64.5%	0.08	0.08	3.2%	0.03	0.55	69.3%	0.06
A 与 B 的关系	0.29	28.0%	0.02	0.77	31.4%	0.05	0.19	24.1%	0.01
差异量		2, 306.20			3, 254.19			1, 887.65	

注: $N = 63$ 个团队中 299 名员工之间的 1027 个配对。

表 4　社会关系模型预测 B 对 A 的怀疑果(研究 1)

步骤与变量	B 对 A 的怀疑					
	模型 1		模型 2		模型 3	
	b	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*
控制变量						
A 的年龄(个体层次)	0.10^{*}	0.04	0.10^{**}	0.04	0.09^{*}	0.04
A 的性别(个体层次)	0.02	0.03	0.02	0.03	0.03	0.03
A 的学历(个体层次)	0.03	0.03	0.02	0.03	0.02	0.03
A 的工作年限(个体层次)	−0.03	0.04	−0.03	0.04	−0.02	0.04
B 的年龄(个体层次)	0.15	0.08	0.15	0.08	0.15	0.08
B 的性别(个体层次)	0.01	0.06	0.01	0.06	0.00	0.06
B 的学历(个体层次)	−0.03	0.06	−0.03	0.06	−0.03	0.06
B 的工作年限(个体层次)	−0.05	0.08	−0.04	0.08	−0.04	0.08
团队规模(团队层次)	−0.02	0.06	−0.02	0.06	−0.02	0.06
B 的独立意愿(个体层次)	-0.16^{**}	0.06	-0.16^{**}	0.06	-0.16^{**}	0.06
$\Delta\chi^2(10)$	22.96^{*}					
自变量						
A 的真诚(个体层次)			0.01	0.02	0.00	0.02
A 与 B 的共事时间(人际层次)			−0.03	0.03	−0.04	0.03
$\Delta\chi^2(2)$			1.03			
交互项						
员工真诚×共事时间(跨层交互)					-0.08^{***}	0.02
$\Delta\chi^2(1)$					11.75^{**}	

注: $N = 63$ 个团队中 299 名员工之间的 1027 个配对; $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$; b = 非标准化的系数, SE = 标准误。

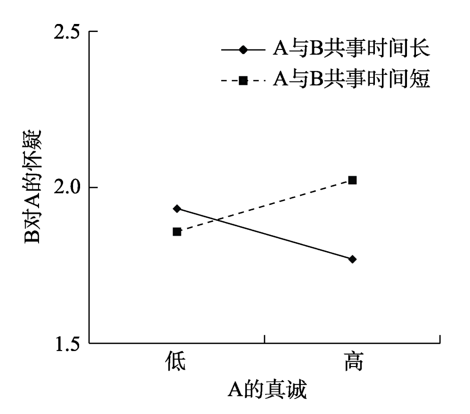


图 2　A 与 B 的共事时间在 A 的真诚与 B 对 A 的怀疑之间关系的调节效应(研究 1)

$SE = 0.02$, $p < 0.001$)。假设 3a 得到支持。

2.2.6　假设 4a 和假设 5a 的检验

假设 4a 提出共事时间调节员工真诚通过同事怀疑对人际帮助影响的间接效应。共事时间较短情况下效应为负向; 共事时间较长情况下效应为正向。结合前面的分析发现员工真诚与共事时间的交互效应显著影响 B 对 A 的怀疑, 并且 B 对 A 的怀疑与 B 对 A 的人际帮助之间呈显著负向关系, 该分析结果满足检验有条件间接效应的要求(Preacher et al., 2007)。因此, 我们进一步分析有条件间接效应的具体特征, 采用蒙特克罗法(Monte Carlo

表 5 社会关系模型预测 B 对 A 的人际帮助和人际排斥果(研究 1)

步骤与变量	B 对 A 的人际帮助				B 对 A 的人际排斥			
	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	b	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*
控制变量								
A 的年龄(个体层次)	−0.01	0.12	0.02	0.12	0.00	0.03	−0.02	0.03
A 的性别(个体层次)	-0.29^{***}	0.08	-0.28^{***}	0.08	−0.03	0.02	−0.04	0.02
A 的学历(个体层次)	0.12	0.08	0.11	0.08	0.04	0.02	0.03	0.02
A 的工作年限(个体层次)	−0.05	0.12	−0.06	0.12	0.04	0.03	0.05	0.03
B 的年龄(个体层次)	−0.06	0.07	−0.05	0.07	0.28^{***}	0.07	0.24^{***}	0.07
B 的性别(个体层次)	0.01	0.05	0.00	0.05	−0.07	0.05	−0.07	0.05
B 的学历(个体层次)	0.07	0.05	0.07	0.05	-0.10^{*}	0.05	-0.10^{*}	0.05
B 的工作年限(个体层次)	0.09	0.06	0.08	0.06	−0.14	0.07	-0.14^{*}	0.07
团队规模(团队层次)	−0.03	0.09	−0.03	0.09	0.02	0.05	0.02	0.05
B 的独立意愿(个体层次)	−0.01	0.04	−0.03	0.04	−0.07	0.05	−0.03	0.05
自变量								
A 的真诚(个体层次)	0.27^{***}	0.08	0.27^{***}	0.08	−0.00	0.02	−0.00	0.02
A 与 B 的共事时间(人际层次)	0.00	0.05	−0.00	0.05	-0.09^{***}	0.02	-0.08^{***}	0.02
员工真诚×共事时间(跨层交互)	−0.01	0.04	−0.03	0.04	-0.04^{*}	0.02	−0.03	0.02
$\Delta\chi^2(13)$	31.81^{**}				57.25^{***}			
中介变量								
B 对 A 的怀疑(人际层次)			-0.14^{***}	0.04			0.23^{***}	0.02
$\Delta\chi^2(1)$			14.16^{***}				97.05^{***}	

注: N = 63 个团队中 299 名员工之间的 1027 个配对; $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$; b = 非标准化的系数, SE = 标准误。

表 6 间接效应检验结果果(研究 1)

有条件的间接效应	A 的真诚 → B 对 A 的怀疑 → B 对 A 的人际帮助			A 的真诚 → B 对 A 的怀疑 → B 对 A 的人际排斥		
	效应量	CI (95%)		效应量	CI (95%)	
		下限	上限		下限	上限
共事时间较长(+1 SD)	0.01	0.00	0.03	−0.02	−0.04	−0.00
共事时间较短(−1 SD)	−0.01	−0.02	−0.00	0.02	0.00	0.04
间接效应的组间差异	−0.02	−0.04	−0.01	0.04	0.02	0.06

注: CI = 置信区间; 采用蒙特卡洛法计算间接效应, 重复取样 20000 次。

approach)检验在共事时间较短和较长情况下 A 的真诚通过 B 对 A 的怀疑影响 B 对 A 的人际帮助的间接效应(Preacher & Selig, 2012)。从表 6 中的分析结果可以看出, 共事时间较短(−1 *SD*)情况下, 员工真诚通过同事怀疑影响人际帮助的间接效应为显著负向(效应量 = −0.01, 95% CI [−0.02, −0.00]); 共事时间较长(+1 *SD*)情况下, 员工真诚通过同事怀疑影响人际帮助的间接效应为显著正向(效应量 = 0.01, 95% CI [0.00, 0.03])。比较两种情况下间接效应差异, 发现组间差异显著(效应量 = −0.02, 95% CI [−0.04, −0.01])。

假设 5a 提出共事时间调节员工真诚通过同事怀疑对人际排斥影响的间接效应。共事时间较短情况下效应为正向; 共事时间较长情况下效应为负向。同样采用蒙特克罗法检验在共事时间较短和较长的情况下 A 的真诚通过 B 对 A 的怀疑影响 B 对 A 的人际排斥的间接效应。结果显示(见表 6), 共事时间较短(−1 *SD*)情况下, 员工真诚通过同事怀疑对人际排斥影响的间接效应为显著正向(效应量 = 0.02, 95% CI [0.00, 0.04]); 共事时间较长(+1 *SD*)情况下, 员工真诚通过同事怀疑对人际排斥影响的间接效应为显著负向(效应量 = −0.02, 95% CI [−0.04, −0.00])。比较这两种情况下间接效应的差异显著(效应量 = 0.04, 95% CI [0.02, 0.06])。综合以上分析结果, 假设 4a 和假设 5a 得到验证。

研究 1 的结果为共事时间调节员工真诚对同事

关系的影响提供了有力的初步证据，并验证了同事怀疑作为关键的解释机制。尽管具有良好的内部效度，但研究 1 只检验了部分理论模型；更重要的是，问卷调研难以有效验证模型中的因果推论。因此，在研究 2 中，我们采用实验法对整体模型进行检验。

3　研究 2：整体模型的实验研究

3.1　研究方法

3.1.1　研究对象

本研究数据收集由华中地区某高校工商管理专业型硕士研究生(MBA)协助进行。研究者采用滚雪球取样法(snowball sampling)，让 MBA 学生自己参加本研究并邀请工作的朋友和同事参与。为提高回应率，每位参与者完成实验后将获得 10 元报酬。发放实验调研问卷 320 份，获得有效问卷 281 份(有效回收率为 87.8%)。最终样本中，女性占比 58.0%，平均年龄为 33.86 岁(SD = 4.54)，硕士及以上学历的参与者占 40.6%，在当前职位平均工作年限为 6.01 年(SD = 4.21)。

3.1.2　实验设计与程序

实验设计采用关键事件技术(critical incident technique; Flanagan, 1954)。实验开始后，要求参与者回想某个特定员工，随后根据自己作为同事与之互动的经历完成一份关于该员工的问卷。该技术在管理学研究中广泛使用(e.g., Casciaro et al., 2014; Ouyang et al., 2018)。本研究操纵员工真诚和共事时间两个因素，采用 2×2 的被试间设计，形成 4 种实验情境。参与者被随机分配到这 4 种情境中，情境的内容结合已有研究的发现和测量量表进行编制。

员工真诚。在实验组(即高员工真诚组)，要求参与者回想的员工具有以下特征：“他/她会坚持按照自己的想法做事情，即使有时会让其他人感到失望，他/她这样需要承受来自社会的压力。他/她知道自己有缺点和不足，但是接受自己是个有缺点的人。他/她会明确表达自己的想法观点，并不隐藏。”在控制组(即低员工真诚组)，要求参与者回想的员工具有以下特征：“他/她会根据情境调整自己做事的方式。假如坚持原则可能让人感到难堪或者失望，他/她会做出妥协。他/她会尽量避免显出自己的缺点和不足。他/她表达自己的想法时会考虑比较多，很少表达过于明确而坚决的观点。”

共事时间。根据研究 1 的发现，我们在实验组(即共事时间较长的情境)给参与者的要求是：“这个人与你共事时间较长，比如，超过五年。”在控制组(即共事时间较短的情境)给参与者的要求是：“这个人与你共事时间较短，比如，不到一年。”

为确保参与者确实会回想这个特定员工并据此来填答后面的问题，研究会要求他们花一些时间来想象这位员工并写下他/她的名字。没有写下名字或乱写无意义的字符，则视为实验操纵无效，问卷将被剔除。

3.1.3　问卷测量

同事怀疑(α = 0.93)和人际排斥(α = 0.88)的测量与研究 1 相同。不同于研究 1 当中采用他评汇报人际帮助，本研究中采用自评的方式重新表述语句进行测量(α = 0.89)。比如，“他(她)花时间帮我解决工作中遇到的难题”表述为“我花时间帮他(她)解决工作中遇到的问题。”

同事信任。研究采用 McAllister 等人(2006)所开发的 5 个题项用来测量参与者对于这个员工的信任。该量表主要是测量参与者基于对该员工了解而产生的信任。问卷要求参与者根据自己与该员工互动的经历回答在多大程度上同意题项中的描述，1 为“非常不同意”，7 为“非常同意”。题项包括“他/她的行为符合我的预期”和“根据我和他/她接触的经验，他/她是个值得信赖的人”等。该测量的内部一致性系数为 0.86。

控制变量。与研究 1 相同，本研究控制了参与者的人口统计学特征以及保持独立的意愿(α = 0.88)。是否加入控制变量的统计分析结论基本一致。

操纵检验。为检验员工真诚的操纵，我们将研究 1 中员工真诚的 16 题自评量表改编为他评量表，并要求参与者对这个员工进行评价。比如，“对于我所做的事情，我很清楚自己为什么这么做”表述为“对于他/她所做的事情，他/她清楚知道为什么这么做”。该量表的内部一致性系数为 0.91。并且我们让参与者汇报与该员工共事的具体时间长度，以检验共事时间的操纵。

3.2　研究结果

3.2.1　操纵检验

首先对本研究的实验操纵有效性进行检验。对比员工真诚操纵的两组，发现实验组(M = 5.46, SD = 0.73)员工真诚的得分显著高于控制组(M = 4.93, SD = 0.98, t (279) = 5.10, p < 0.001, Cohen’s d = 0.61)。对比共事时间操纵的两组，发现实验组(M = 5.82, SD = 3.53)所汇报的共事时间显著高于控制组(M = 0.78, SD = 0.54, t (279) = 16.82, p < 0.001, Cohen’s d = 2.01)。该结果表明，实验成功操纵了员

工真诚和共事时间这两个因素。

3.2.2 验证性因子分析与描述性统计

验证性因子分析检验变量测量的区分效度。分析结果(见表 7)显示，六因子模型(i.e., 独立意愿、员工真诚、同事怀疑、同事信任、人际排斥以及人际帮助)有较好拟合度，$\chi^2(194) = 493.0$, CFI = 0.93, TLI = 0.91, RMSEA = 0.07, SRMR = 0.08, 显著优于所有竞争模型，$\Delta\chi^2 = 309.4(5), 713.9(5), 662.9(5), 289.4(5), 458.6(5), p < 0.001$。结果表明本研究的测量能够将变量进行有效区分。

描述性统计和相关分析结果如表 8 所示。相关分析结果显示，同事怀疑与人际排斥之间呈显著正相关，$r = 0.59$, $p < 0.001$；与人际帮助之间呈负相关，$r = -0.20$, $p < 0.001$。同事信任与人际排斥之间呈显著负相关，$r = -0.22$, $p < 0.001$；与人际帮助之间呈显著正相关，$r = 0.59$, $p < 0.001$。初步证明同事怀疑可能提高人际排斥降低人际帮助，同事信任降低人际排斥提高人际帮助。

3.2.3 假设 1 的检验

假设 1 提出共事时间调节员工真诚与同事怀疑(1a)和同事信任(1b)之间关系。本研究采用回归分析检验该假设。我们将控制变量、员工真诚、共事时间以及两者之间的交互项依次加入回归模型预测同事怀疑。结果如表 9 (见模型 2)，员工真诚与共事时间的交互项显著影响同事怀疑($b = -0.47$, $SE = 0.09$, $p < 0.001$)。调节效应(见图 3)显示，共事时间较短情况下，员工真诚实验组($M = 3.98$, $SD = 1.73$)的同事怀疑要显著高于控制组($M = 3.12$, $SD = 1.64$, $t(140) = 3.04$, $p = 0.003$, Cohen's $d = 0.51$)。共事时间较长情况下，员工真诚实验组($M = 2.71$, $SD = 1.34$)的同事怀疑要显著低于控制组($M = 3.68$, $SD = 1.53$, $t(137) = 3.99$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 0.68$)。换而言之，共事时间较短情况下，员工真诚与同事怀疑之间呈正向关系；共事时间较长情况下，两者呈负向关系。假设 1a 得到支持。

为检验假设 1b，我们将控制变量、员工真诚、共事时间以及两者之间的交互项依次加入回归模型预测同事信任。如表 9 (见模型 4)所示，员工真诚与共事时间的交互项显著影响同事信任($b = 0.24$, $SE = 0.07$, $p < 0.001$)。检验该调节效应(见图 3)发现，

表 7 验证性因子分析(研究 2)

模型	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
六因子模型	493.0 (194)		0.93	0.91	0.07	0.08
因子合并模型						
合并独立意愿与员工真诚	802.3 (199)	309.4 (5)***	0.85	0.83	0.10	0.12
合并同事怀疑与同事信任	1206.8 (199)	713.9 (5)***	0.75	0.71	0.14	0.12
合并人际排斥与人际帮助	1155.9 (199)	662.9 (5)***	0.76	0.73	0.13	0.14
合并同事怀疑与人际排斥	782.4 (199)	289.4 (5)***	0.86	0.83	0.10	0.09
合并同事信任与人际帮助	951.6 (199)	458.6 (5)***	0.81	0.78	0.12	0.09

注: $\Delta\chi^2$ 的计算方式为将竞争模型均与六因子模型进行比较。$^{***}p < 0.001$

表 8 描述性统计分析(研究 2)

	变量	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	年龄	33.86	4.54											
2	性别	42.0%	0.49	−0.01										
3	学历	40.6%	0.49	−0.00	−0.04									
4	工作年限	6.01	4.21	0.56***	0.06	−0.04								
5	独立意愿	5.94	1.07	0.07	−0.05	−0.14*	0.05							
6	员工真诚	48.0%	0.50	−0.02	−0.02	−0.03	0.01	0.16**						
7	共事时间	49.5%	0.50	0.07	0.04	0.02	0.14*	0.08	−0.03					
8	同事怀疑	3.39	1.64	0.04	0.12	0.06	0.11	−0.06	−0.01	−0.10	(0.93)			
9	同事信任	5.13	1.15	−0.09	0.12	−0.11	−0.08	0.08	−0.01	0.02	−0.29***	(0.86)		
10	人际排斥	2.81	1.55	0.06	0.15*	0.03	0.10	−0.02	0.04	−0.14*	0.59***	−0.22***	(0.88)	
11	人际帮助	4.70	1.35	−0.05	0.06	−0.04	0.02	0.11	−0.04	−0.02	−0.20***	0.59***	−0.01	(0.89)

注: $N = 281$; $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$; 括号内数据为 Cronbach's α 系数值。

表 9　回归模型预测同事怀疑和同事信任(研究 2)

步骤与变量	同事怀疑				同事信任			
	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	b	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*
控制变量								
年龄	−0.01	0.03	−0.01	0.03	−0.01	0.02	−0.01	0.02
性别	0.37	0.20	0.41*	0.19	0.25	0.14	0.23	0.14
学历	0.23	0.20	0.26	0.19	−0.23	0.14	−0.25	0.14
工作年限	0.06	0.03	0.06*	0.03	−0.02	0.02	−0.02	0.02
独立意愿	−0.07	0.09	−0.06	0.09	0.09	0.07	0.08	0.07
自变量								
员工真诚	−0.01	0.10	−0.01	0.09	−0.03	0.07	−0.03	0.07
共事时间	−0.19	0.10	−0.21*	0.09	0.02	0.07	0.03	0.07
交互项								
员工真诚×共事时间			−0.47***	0.09			0.24***	0.07
R^2	0.05		0.13		0.04		0.08	
ΔR^2			0.08***				0.04***	

注: N = 281; $^*p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$; b = 非标准化的系数, SE = 标准误。

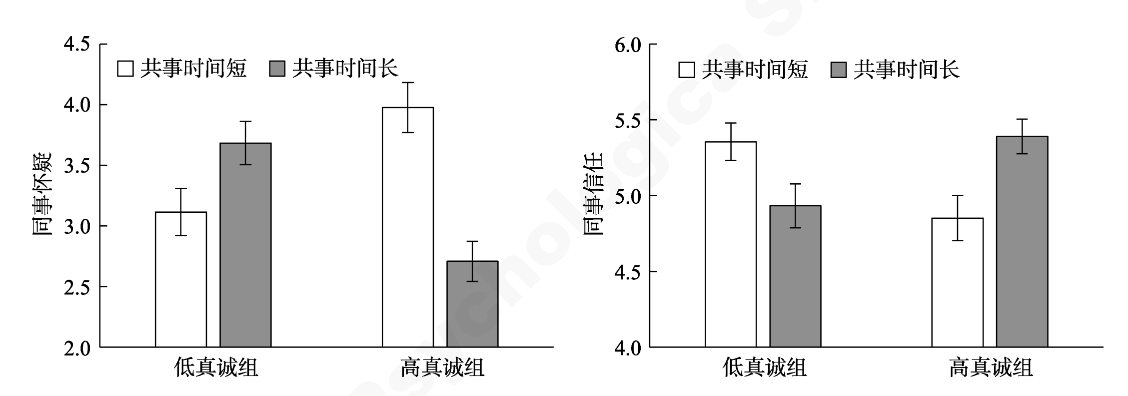


图 3　共事时间在员工真诚与同事怀疑和同事信任之间关系的调节效应(研究 2)

共事时间较短情况下, 员工真诚实验组(M = 4.85, SD = 1.25)的同事信任要显著低于控制组(M = 5.36, SD = 1.05, t (140) = 2.61, p = 0.010, Cohen's d = 0.44)。共事时间较长情况下, 员工真诚实验组(M = 5.39, SD = 0.92)的同事信任要显著高于控制组(M = 4.93, SD = 1.25, t (137) = 2.43, p = 0.016, Cohen's d = 0.42)。表明共事时间较短情况下, 员工真诚与同事信任之间呈负向关系; 共事时间较长情况下, 两者呈正向关系。假设 1b 得到支持。

3.2.4　假设 2 和假设 3 的检验

假设 2 提出同事怀疑(2a)与人际帮助之间呈负向关系; 同事信任(2b)与人际帮助之间呈正向关系。为检验假设 2, 我们将控制变量、员工真诚、共事时间、员工真诚与共事时间的交互项、同事怀疑以及同事信任依次加入回归模型预测人际帮助。结果如表 10 (见模型 2), 同事怀疑与人际帮助之间关系不显著(b = −0.03, SE = 0.05, $n.s.$); 同事信任与人际帮助之间呈正向关系(b = 0.67, SE = 0.06, p < 0.001)。因此, 假设 2a 没有得到支持, 假设 2b 得到支持。

假设 3 提出同事怀疑(3a)与人际排斥之间呈正向关系; 同事信任(3b)与人际排斥之间呈负向关系。为检验假设 3, 我们同样将控制变量、员工真诚、共事时间、员工真诚与共事时间的交互项、同事怀疑以及同事信任依次加入回归模型预测人际排斥。结果显示(见表 10 模型 4), 同事怀疑与人际排斥之间呈正向关系(b = 0.51, SE = 0.05, p < 0.001); 同事信任与人际排斥之间关系不显著(b = −0.08, SE = 0.07, $n.s.$)。因此, 假设 3a 得到支持, 假设 3b 没有得到支持。

3.2.5　假设 4 和假设 5 的检验

假设 4 提出共事时间调节员工真诚通过同事怀

疑(4a)和同事信任(4b)对人际帮助的间接效应。由于同事怀疑与人际帮助之间关系不显著，假设 4a 得不到支持。因此，不检验该假设。我们沿用研究 1 中的分析方法检验假设 4b。蒙特克罗法检验在共事时间较短和较长两种情况下员工真诚通过同事信任对人际帮助影响的间接效应。结果如表 11 所示。共事时间较短情况下，员工真诚通过同事信任对人际帮助影响的间接效应为显著负向(效应量 = −0.18, 95% CI [−0.32, −0.05])；共事时间较长情况下，员工真诚通过同事信任对人际帮助影响的间接效应为显著正向(效应量 = 0.15, 95% CI [0.02, 0.28])。比较两种情况下的间接效应差异，显示组间差异显著(效应量 = 0.33, 95% CI [0.20, 0.48])。因此，假设 4b 得到验证。

假设 5 提出共事时间调节员工真诚通过同事怀疑(5a)和同事信任(5b)对人际排斥的间接效应。由于同事信任与人际排斥之间关系不显著，假设 5b 得不到支持。因此，不检验该假设。同样采用蒙特克罗法检验在共事时间较短和较长两种情况下员工真诚通过同事怀疑影响人际排斥的间接效应。从分析结果(见表 11)可以看出，共事时间较短情况下，员工真诚通过同事怀疑对人际帮助的间接效应为显著正向(效应量 = 0.24, 95% CI [0.09, 0.39])；共事时间较长情况下，员工真诚通过同事怀疑对人际排斥的间接效应为显著负向(效应量 = −0.26, 95% CI [−0.40, −0.13])。比较两种情况下的间接效应差异，结果显示差异显著(效应量 = −0.49, 95% CI [−0.67, −0.33])。因此，假设 5a 得到验证。

4 讨论

本研究探讨了员工真诚对同事关系的双刃剑效应，并提出共事时间作为主要的调节变量。基于社会渗透理论并整合归因的文献，我们认为员工真诚可能通过影响同事信任和怀疑对两人之间的关

表 10 回归模型预测人际帮助和人际排斥(研究 2)

步骤与变量	人际帮助				人际排斥			
	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	b	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*	*b*	*SE*
控制变量								
年龄	−0.03	0.02	−0.02	0.02	0.00	0.02	0.01	0.02
性别	0.14	0.16	−0.00	0.14	0.51**	0.18	0.32*	0.16
学历	−0.08	0.17	0.09	0.14	0.14	0.18	−0.01	0.16
工作年限	0.02	0.02	0.04	0.02	0.04	0.03	0.01	0.02
独立意愿	0.15	0.08	0.09	0.06	−0.02	0.09	0.02	0.07
自变量								
员工真诚	−0.08	0.08	−0.06	0.07	0.07	0.091	0.07	0.08
共事时间	−0.04	0.08	−0.07	0.07	−0.26**	0.09	−0.16*	0.08
员工真诚×共事时间	0.22*	0.08	0.05	0.07	−0.31***	0.09	−0.05	0.08
中介变量								
同事怀疑			−0.03	0.05			0.51***	0.05
同事信任			0.67***	0.06			−0.08	0.07
R^2	0.05		0.36		0.10		0.37	
ΔR^2			0.31***				0.27***	

注: $N = 281$; $^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$; b = 非标准化的系数, SE = 标准误。

表 11 间接效应检验结果(研究 2)

有条件的间接效应	员工真诚 → 同事信任 → 人际帮助			员工真诚 → 同事怀疑 → 人际排斥		
	效应量	CI (95%)		效应量	CI (95%)	
		下限	上限		下限	上限
共事时间较长	0.15	0.02	0.283	−0.26	−0.40	−0.13
共事时间较短	−0.18	−0.32	−0.05	0.24	0.09	0.39
间接效应的组间差异	0.33	0.20	0.48	−0.49	−0.67	−0.33

注: CI = 置信区间; 采用蒙特卡洛法计算间接效应, 重复取样 20000 次。

系产生正面或负面作用，表现为影响同事对该员工的人际帮助和人际排斥。本研究采用问卷和实验法调研对模型进行检验，结果验证了理论假设。在共事时间较短的情况下，员工真诚会增加同事对该员工行为动机的怀疑并削弱同事信任，进而减少同事对该员工的人际帮助并增多其人际排斥。在共事时间较长的情况下，员工真诚则可以削弱同事对该员工的怀疑并增加信任，进而增多同事的人际帮助并减少人际排斥。本研究在很大程度上推进了对于职场情境中真诚影响人际关系的现有理解，对企业的管理实践具有重要的指导意义。

4.1　理论启示

首先，本研究拓宽了职场情境中关于真诚研究的视野。由于真诚是内在真实自我的外在表现，大多研究是基于自我的视角分析真诚对个体所带来的益处(e.g., Kernis & Goldman, 2006; Pugh et al., 2011)。组织管理研究最近开始探讨真诚在职场中所产生的社会影响(Cha et al., 2019)。相关研究目前主要在上下级情境中探讨真诚型领导如何激发下属的积极行为。本研究将这个问题的情境进行延展，探讨真诚对同事关系所产生的影响。我们认为上下级情境中的理论逻辑未必适合解释员工真诚在同事互动中的作用。比如，研究发现真诚型领导有助于激发下属的认同感(Gill & Caza, 2018)，因为展现真实内在自我能够让下属接纳该领导。该作用机制有一个重要前提：由于地位差异和对领导的美化(Bligh et al., 2011)，下属倾向于包容和接纳领导所展示的真实内在自我。而这个认同过程未必会发生在同事关系中。员工真诚对同事来说不一定会激发认同和接纳，相反同事可能不接受员工所展现的真实内在自我，甚至有可能误解该员工以至于对同事关系产生负面作用。本研究结果证实了这个推论，发现员工真诚在特定条件下确实可能引发同事怀疑，降低同事对该员工的信任并增加人际排斥。本研究将关于职场中真诚的研究情境拓宽到同事关系中，探讨员工真诚对同事关系可能带来的负面作用，这在很大程度上推进了现有理论。

其次，本研究引入了分析同事关系的新视角。同事关系研究的主流理论视角是社会交换和相似吸引(similarity-attraction)，认为激发积极社会交换和展现相似之处能够促进良好的同事互动(e.g., Flynn, 2003; Tsui et al., 1992)。本研究引入新的理论视角：社会渗透理论(Altman & Taylor, 1973; Taylor & Altman, 1987)。社会渗透理论在沟通领域应用比较广泛，主要用于分析人们在交往中如何通过自我表露逐渐加深彼此关系(Altman & Taylor, 1973; Greene et al., 2006)。近年来研究采用该理论分析社交网络(social media)中的自我表露以及他人做出的反应(Kay et al., 2020; Maheshwari & Mukherjee, 2020)。根据社会渗透理论，人际互动中的自我表露需遵循阶段性原则，符合关系阶段自我层面的展现有助于建立积极的人际关系，超出关系阶段的自我展现则对双方关系有损(Altman & Taylor, 1973)。本研究运用该理论分析同事互动，提出员工在与同事互动中展现自我的行动举止同样需遵循阶段性原则。我们整合社会渗透理论和归因的文献提出员工在共事的初始阶段展现内在真实自我(i.e., 员工真诚)超出该阶段关系的性质，违背互动的规范，削弱这个阶段信任建立的根基，让同事产生怀疑，以至于形成隔阂阻碍彼此亲近。而在对彼此有相当了解之后，员工真诚展现内在真实自我才能促进良好的同事互动，增加彼此之间的亲近，因为这个阶段的关系更适合展现内在真实自我。通过引入社会渗透理论，本研究加深了现有文献对同事互动的理解。

最后，本研究详细阐释了真诚在人际互动中产生影响的过程和作用机制。以往研究发现在亲近关系中的真诚能促进相互信任加强彼此关系(e.g., Swann et al., 1994; Wickham, 2013)。这在很大程度上影响了学者对于真诚如何作用于职场人际关系的理解。基于这些研究结论普遍认为真诚有助于建立信任，促进积极的职场关系(e.g., Avolio & Gardner, 2005; Ilies et al., 2005; Tang, Xu et al., 2021)。然而其他相关领域研究得出的结论却不完全支持这个观点。有研究表明，随情境改变自我展现的员工更可能被同事所喜爱比较受欢迎(Mehra et al., 2001; Oh & Kilduff, 2008)。换而言之，员工展现内在真实自我未必总是能够有助于建立积极的同事关系。我们认为将亲近关系中的研究结论直接应用于同事关系的关键问题在于忽视了员工与同事在互动中加深认识和了解的过程，因为亲近关系本身就表明两人已经相当熟悉和了解(Taylor & Altman, 1987)；然而同事之间却需要长时间增加对彼此的认识。因此，本研究通过引入共事时间作为关键的调节变量来揭示这个熟悉程度的差异。结果确实发现，在共事时间较短的情况下，员工真诚对同事关系所产生的影响主要是消极的，比如降低同事信任增加怀疑，减少人际帮助增多人际排斥；随着共事时间逐渐增长，其积极影响才逐渐发挥出来并占据主导：员工

真诚有助于打消同事怀疑增加信任，减少人际排斥增多人际帮助。这个发现能够帮助我们理解将亲近关系中的逻辑应用于同事关系的边界条件，调和关于真诚在职场人际互动中影响研究的不一致结论，并澄清了员工真诚在同事关系中发挥作用的过程。

4.2 实践启示

本研究对企业管理和员工互动规范有重要的实践启示。研究结果发现员工真诚对同事关系的影响是随着共事时间的增长由消极转为积极的。在共事初期，员工真诚不但不会拉近同事关系反而降低信任让同事产生怀疑进而导致消极互动，包括减少人际帮助增多人际排斥。然而，随着员工在企业间流动性的增加，员工需要经常与不熟悉的同事共事(Lindholm, 2009)。员工倾向于遵从内在真实自我行事(Cha et al., 2019)。本研究却发现员工与尚不熟悉的同事之间进行互动选择真诚可能会引发同事怀疑遭到排斥。因此，我们建议员工在与同事的互动中应遵循社会渗透的基本过程渐进地展现内在自我以建立良好的同事关系。这在关系建立的初期尤为重要。同时，本研究还发现员工真诚对同事关系产生影响的主要机制是增加或降低同事对该员工的信任以及对其行为动机的怀疑。同事与该员工之间共事时间较短的情况下，由于对彼此缺乏足够的了解，员工真诚有可能降低同事信任引发更多的怀疑。随着两人共事时间增长，彼此了解更加深入，员工真诚这时则有助于打消同事怀疑建立信任。这个影响机制的关键在于彼此是否有足够的了解。在缺乏足够了解的情况下，信任难以建立，怀疑更可能产生(Marchand & Vonk, 2005)。因而我们建议企业可以提供环境给员工更多交流的机会，帮助员工之间增进了解。

4.3 研究局限

本研究存在一些局限，未来可以在这些方面进行加强。首先，员工真诚对同事关系的影响是在共事互动的过程中发生的。研究若采用纵向追踪设计(longitudinal design)能更准确地刻画这个过程。本研究将共事时间作为调节变量来进行分析。虽然能够用于探讨本研究中所提出共事时间的调节作用，但是该数据难以精确反映员工真诚随同事互动逐渐增多对两人关系产生影响的动态过程。比如，持续地展现内在真实自我可能累积到了某个阈限之后会产生积极影响。未来研究可以进行纵向追踪设计，对变量进行重复测量更精确地分析员工真诚对同事关系影响的变化。其次，本研究是在中国情境中进行。中国文化更加强调社会关系(Gelfand et al., 2011)。在其他文化情境中的样本未必能够得到对同事关系的相同效应。未来研究可以考虑在不同文化情境中对研究结论进行延展，也可以尝试探讨不同类型企业中员工真诚对同事关系的影响。最后，本研究主要整合社会渗透理论和归因的文献进行分析，提出同事怀疑和信任作为解释员工真诚对同事关系产生积极和消极影响的作用机制。可能还存在其他的解释机制。比如，员工真诚意味着该员工可能不会随社会情境而改变自己的观点表达(Wood et al., 2008)。这可能让同事感觉该员工在人际交往中较少考虑到他人的感受，或不愿意为此做出改变。这种坚持在人际交往中可能表现为较少顾及他人的面子(Ting-Toomey, 2005)，这也会使同事与该员工保持距离。

4.4 未来研究展望

本研究也为未来提供了一些可以进深的方向。其一，本研究主要将真诚视作性格特征关注员工真诚对同事关系产生的影响。实际上，有研究将真诚视作状态而非性格特征(e.g., Sheldon et al., 1997; Lenton et al., 2013)。未来研究可以尝试探讨同事关系如何影响员工在互动中的真诚状态，也可以采用固定样本连续调查设计(panel research design)刻画真诚与同事关系之间可能存在的双向作用。其二，真诚主要表现为按照内在真实自我行事。因此，员工真诚对同事关系的影响在很大程度上还取决于该员工的真实自我。假如该员工是暗黑人格(dark triad; Furnham et al., 2013)特别高的人，则员工展现真实自我可能会对同事关系产生负面影响。未来研究可以就这个方面进行更多探讨。其三，本研究提出共事时间作为影响员工真诚在同事关系中作用的调节变量。虽然本研究的论述有很强的理论根基和实证支持，但也可能是员工与同事之间的互动方式在共事的过程中发生变化。比如，两人之间的地位可能会在共事过程中逐渐发生改变，也有可能隔阂加深。未来研究可以对这个问题进行深入分析。

5 结论

目前普遍认为员工真诚有助于建立信任打消同事怀疑促进积极同事关系。然而本研究发现，在共事早期，比如共事不到 1 年，员工真诚反而可能引发同事怀疑降低信任，减少同事对该员工的人际帮助，增多人际排斥。随着共事时间增长，员工真诚的积极影响才会显现。经过了较长时间共事之后，

比如共事 5 年以上，员工真诚才有助于建立同事信任消除怀疑，增多人际帮助，减少人际排斥。也即是，需要共事足够长时间，员工真诚对同事关系的积极影响才占据主导。

参 考 文 献

Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.

Altman, I., & Taylor, D. (1973). *Social penetration: The development of interpersonal relationships*. New York, NY: Holt.

Altman, I., Vinsel, A., & Brown, B. B. (1981). Dialectic conceptions in social psychology: An application to social penetration and privacy regulation. *Advances in Experimental Social Psychology, 14,* 107–160.

Avolio, B. J., & Gardner, W. L. (2005). Authentic leadership development: Getting to the root of positive forms of leadership. *The Leadership Quarterly, 16*, 315–338.

Bligh, M. C., Kohles, J. C., & Pillai, R. (2011). Romancing leadership: Past, present, and future. *The Leadership Quarterly, 22,* 1058–1077.

Brislin, R. W. (1980). Expanding the role of the interpreter to include multiple facets of intercultural communication. *International Journal of Intercultural Relations, 4,* 137–148.

Casciaro, T., Gino, F., & Kouchaki, M. (2014). The contaminating effects of building instrumental ties: How networking can make us feel dirty. *Administrative Science Quarterly, 59,* 705–735.

Caza, B. B., Moss, S., & Vough, H. (2017). From synchronizing to harmonizing: The process of authenticating multiple work identities. *Administrative Science Quarterly, 63,* 703–745.

Cha, S. E., Hewlin, P. F., Roberts, L. M., Buckman, B. R., Leroy, H., Steckler, E., … Cooper, D. (2019). Being your true self at work: Integrating the fragmented research on authenticity in organizations. *Academy of Management Annals, 13,* 633–671.

Cialdini, R. B., Brown, S. L., Lewis, B. P., Luce, C., & Neuberg, S. L. (1997). Reinterpreting the empathy–altruism relationship: When one into one equals oneness. *Journal of Personality and Social Psychology, 73,* 481–494.

Collins, N. L., & Miller, L. C. (1994). Self-disclosure and liking: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin, 116,* 457–475.

DeCarlo, T. E. (2005). The effects of sales message and suspicion of ulterior motives on salesperson evaluation. *Journal of Consumer Psychology, 15,* 238–249.

de Jong, S. B., van der Vegt, G. S., & Molleman, E. (2007). The relationships among asymmetry in task dependence, perceived helping behavior, and trust. *Journal of Applied Psychology, 92,* 1625–1637.

Fein, S. (1996). Effects of suspicion on attributional thinking and the correspondence bias. *Journal of Personality and Social Psychology, 70,* 1164–1184.

Fein, S., Hilton, J. L., & Miller, D. T. (1990). Suspicion of ulterior motivation and the correspondence bias. *Journal of Personality and Social Psychology, 58,* 753–764.

Ferris, D. L., Brown, D. J., Berry, J. W., & Lian, H. (2008). The development and validation of the workplace ostracism scale. *Chinese Journal of Clinical Psychology, 93,* 1348–1366.

Ferris, G., & Hochwarter, W. (2011). Organizational politics. In S. Zedeck, H. Aguinis, W. Cascio, M. Gelfand, K. Leong, & S. Parker et al. (Eds.), *Handbook of industrial and organizational psychology* (pp. 435–459). Washington, DC: APA.

Flanagan, J. C. (1954). The critical incident technique. *Psychological Bulletin, 51,* 327–358.

Flynn, F. (2003). How much should I help and how often? The effects of generosity and frequency of favor exchange on social status and productivity. *Academy of Management Journal, 46,* 539–553.

Furnham, A., Richards, S. C., & Paulhus, D. L. (2013). The dark triad of personality: A 10 year review. *Social and Personality Psychology Compass, 7,* 199–216.

Gardner, R. G., Harris, T. B., Li, N., Kirkman, B. L., Mathieu, J. E. (2017). Understanding “it depends” in organizational research: A theory-based taxonomy, review, and future research agenda concerning interactive and quadratic relationships. *Organizational Research Methods, 20,* 610–638.

Gelfand, M. J., Raver, J. L., Nishii, L., Leslie, L. M., Lun, J., Lim, B. C. … Yamaguchi, S. (2011). Differences between tight and loose cultures: A 33-nation study. *Science, 332,* 1100–1104.

Gill, C., & Caza, A. (2018). An investigation of authentic leadership’s individual and group influences on follower responses. *Journal of Management, 44,* 530–554.

Grandey, A. A., & Gabriel, A. S. (2015). Emotional labor at a crossroads: Where do we go from here? *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 2,* 323–349.

Grant, A. M., & Mayer, D. M. (2009). Good soldiers and good actors: Prosocial and impression management motives as interactive predictors of affiliative citizenship behaviors. *Journal of Applied Psychology, 94,* 900–912.

Greene, K., Derlega, V. J., & Mathews, A. (2006). Self-disclosure in personal relationships. In A. L. Vangelisti & D. Perlman (Eds.), *Cambridge handbook of personal relationships* (pp. 409–427). New York, NY: Cambridge University Press.

Grodal, S., Nelson, A. J., & Siino, R. M. (2015). Help-seeking and help-giving as an organizational routine: Continual engagement in innovative work. *Academy of Management Journal, 58,* 136–168.

Halbesleben, J. R., & Wheeler, A. R. (2015). To invest or not? The role of coworker support and trust in daily reciprocal gain spirals of helping behavior. *Journal of Management, 41,* 1628–1650.

Ham, J., & Vonk, R. (2011). Impressions of impression management: Evidence of spontaneous suspicion of ulterior motivation. *Journal of Experimental Social Psychology, 47,* 466–471.

Harrison, D. A., Price, K. H., & Bell, M. P. (1998). Beyond relational demography: Time and the effects of surface- and deep-level diversity on work group cohesion. *Academy of Management Journal, 41,* 96–107.

Hilton, J. L., Fein, S., & Miller, D. T. (1993). Suspicion and dispositional inference. *Personality and Social Psychology Bulletin, 19,* 501–512.

Ilies, R., Morgeson, F. P., & Nahrgang, J. D. (2005). Authentic leadership and eudaemonic well-being: Understanding leader–follower outcomes. *The Leadership Quarterly, 16,* 373–394.

Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2009). Machiavellianism. In M.

R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of Individual Differences in Social Behavior* (pp. 93–108). New York: Guilford Press.
Kay, S., Mulcahy, R., & Parkinson, J. (2020). When less is more: The impact of macro and micro social media influencers' disclosure. *Journal of Marketing Management, 36,* 248–278.
Kenny, D. A. (1994). *Interpersonal perception: A social relations analysis.* New York: Guilford Press.
Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data-analysis.* New York: Guilford Press.
Kenny, D. A. & Wong, M.-N. (2016). SRM_R: An interactive tool for estimating the Social Relations Model from directed dyadic data with round-robin-like designs [Computer software]. Available from https://davidakenny.shinyapps.io/SRM_R/.
Kernis, M. H. (2003). Toward a conceptualization of optimal self-esteem. *Psychological Inquiry, 14,* 1–26.
Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2006). A multicomponent conceptualization of authenticity: Theory and research. *Advances in Experimental Social Psychology, 38,* 283–357.
Koopman, J., Lanaj, K., & Scott, B. A. (2016). Integrating the bright and dark sides of OCB: A daily investigation of the benefits and costs of helping others. *Academy of Management Journal, 59,* 414–435.
Lam, C. K., van der Vegt, G. S., Walter, F., & Huang, X. (2011). Harming high performers: A social comparison perspective on interpersonal harming in work teams. *Journal of Applied Psychology, 96,* 588–601.
Lam, C. K., Walter, F., & Lawrence, S. A. (2021). Emotion suppression and perceptions of interpersonal citizenship behavior: Faking in good faith or bad faith? *Journal of Organizational Behavior, 42*(3), 365–387.
Lee, K., & Duffy, M. K. (2019). A functional model of workplace envy and job performance: When do employees capitalize on envy by learning from envied targets? *Academy of Management Journal, 62,* 1085–1110.
Lenton, A. P., Bruder, M., Slabu, L., & Sedikides, C. (2013). How does "being real" feel? The experience of state authenticity. *Journal of Personality, 81,* 276–289.
Leroy, H., Anseel, F., Gardner, W. L., & Sels, L. (2015). Authentic leadership, authentic followership, basic need satisfaction, and work role performance: A cross-level study. *Journal of Management, 41,* 1677–1697.
Lewicki, R. J., Tomlinson, E. C., & Gillespie, N. (2006). Models of interpersonal trust development: Theoretical approaches, empirical evidence, and future directions. *Journal of Management, 32,* 991–1022.
Lindholm, C. (2009). Review: How we became authentic. *Ethos, 37,* 148–153.
Maheshwari, S., & Mukherjee, T. (2020). How strong are our weak ties? Examining the usefulness of Facebook friendship in youths' life from the social penetration theory. *The Journal of Social Media in Society, 9,* 29–46.
Marchand, M. A. G., & Vonk, R. (2005). The process of becoming suspicious of ulterior motives. *Social Cognition, 23,* 242–256.
McAllister, D. J., Lewicki, R. J., & Chaturvedi, S. (2006). *Trust in developing relationships: From theory to measurement*. Paper presented at the Academy of Management Meeting, Atlanta, Georgia.
Mehra, A., Kilduff, M., & Brass, D. J. (2001). The social networks of high and low self-monitors: Implications for workplace performance. *Administrative Science Quarterly, 46,* 121–146.
Ménard, J., & Brunet, L. (2011). Authenticity and well-being in the workplace: A mediation model. *Journal of Managerial Psychology*, *26,* 331–346.
Metin, U. B., Taris, T. W., Peeters, M. C., van Beek, I., & van den Bosch, R. (2016). Authenticity at work: A job-demands resources perspective. *Journal of Managerial Psychology, 31,* 483–499.
Miller, J. W., Stromeyer, W. R., & Schwieterman, M. A. (2013). Extensions of the Johnson-Neyman technique to linear models with curvilinear effects: Derivations and analytical tools. *Multivariate Behavioral Research, 48,* 267–300.
Nagumey, A. J., Reich, J. W., & Newsom, J. (2004). Gender moderates the effects of independence and dependence desires during the social support process. *Psychology and Aging, 19,* 215–218.
Neider, L. L., & Schriesheim, C. A. (2011). The authentic leadership inventory: Development and empirical tests. *The Leadership Quarterly, 22,* 1146–1164.
Oh, H., & Kilduff, M. (2008). The ripple effect of personality on social structure: Self-monitoring origins of network brokerage. *Journal of Applied psychology, 93,* 1155–1164.
Ouyang, K., Xu, E., Huang, X., Liu, W., & Tang, Y. (2018). Reaching the limits of reciprocity in favor exchange: The effects of generous, stingy, and matched favor giving on social status. *Journal of Applied Psychology, 103,* 614–630.
Peets, K., & Hodges, E. V. (2018). Authenticity in friendships and well–being in adolescence. *Social Development, 27,* 140–153.
Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2006). Computational tools for probing interactions in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 31,* 437–448.
Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. F. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate Behavioral Research, 42,* 185–227.
Preacher, K. J., & Selig, J. P. (2012). Advantages of Monte Carlo confidence intervals for indirect effects. *Communication Methods and Measures, 6,* 77–98.
Pugh, S. D., Groth, M., & Hennig-Thurau, T. (2011). Willing and able to fake emotions: A closer examination of the link between emotional dissonance and employee well-being. *Journal of Applied Psychology, 96,* 377–390.
Reeder, G. D., Vonk, R., Ronk, M. J., Ham, J., & Lawrence, M. (2004). Dispositional attribution: Multiple inferences about motive-related traits. *Journal of Personality and Social Psychology, 86,* 530–544.
Richter, A. W., West, M. A., van Dick, R., & Dawson, J. F. (2006). Boundary spanners' identification, intergroup contact, and effective intergroup relations. *Academy of Management Journal, 50,* 1252–1269.
Robinson, S. L., O'Reilly, J., & Wang, W. (2013). Invisible at work: An integrated model of workplace ostracism. *Journal of Management, 39,* 203–231.
Robinson, S. L., & Schabram, K. (2019). Workplace ostracism: What's it good for? In S. Rudert, R. Greifeneder, & K. Williams (Eds.), *Current directions in ostracism, social exclusion and rejection research* (pp. 155–170). Abingdon, UK: Routledge.
Rousseau, D. M., Sitkin, S. B., Burt, R. S., & Camerer, C. (1998). Not so different after all: A cross-discipline view of trust. *Academy of Management Review, 23,* 393–404.
Sheldon, K. M., Ryan, R. M., Rawsthorne, L. J., & Ilardi, B. (1997). Trait self and true self: Cross-role variation in the

big-five personality traits and its relations with psychological authenticity and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 73,* 1380–1393.

Swann, W. B., Jr., de la Ronde, C., & Hixon, J. G. (1994). Authenticity and positivity strivings in marriage and courtship. *Journal of Personality and Social Psychology, 66,* 857–869.

Tang, Y., Lam, C. K., Ouyang, K., Huang, X., & Tse, H. H. M. (2021). Comparisons draw us close: The influence of leader-member exchange dyadic comparison on coworker exchange. *Personnel Psychology.* Advance online publication. https://doi.org/10.1111/peps.12465

Tang, Y., Xu, E., Huang, X., & Pu, X. (2021). When can display of authenticity at work facilitate coworker interactions? The moderating effect of perception of organizational politics. *Human Relations.* Advance online publication. https://doi.org/10.1177/00187267211031834

Taylor, D., & Altman, I. (1987). Communication in interpersonal relationships: Social penetration processes. In M. E. Roloff & G. R. Miller (Eds.), *Interpersonal processes: New directions in communication research* (pp. 257–277). Thousand Oaks, CA: Sage.

Ting-Toomey, S. (2005). The matrix of face: An updated face-negotiation theory. In W. B. Gudykunst (Ed.), *Theorizing about intercultural communication* (pp. 71–92). Thousand Oaks, CA: Sage.

Tsui, A. S., Egan, T. D., & O'Reilly, C. A. (1992). Being different: Relational demography and organizational attachment. *Administrative Science Quarterly, 37,* 549–579.

Twenge, J. M., Campbell, S. M., Hoffman, B. J., & Lance, C. E. (2010). Generational differences in work values: Leisure and extrinsic values increasing, social and intrinsic values decreasing. *Journal of Management, 36,* 1117–1142.

van Dyne, L., Gummings, L. L., & McLean Parks, J. (1995). Extra-role behaviors: In pursuit of construct and definitional clarity. In L. L. Cummings & B. M. Staw (Eds.), *Research in organizational behavior* (pp. 215–285). Greenwich, GT: JAI Press.

Walumbwa, F. O., Avolio, B. J., Gardner, W. L., Wernsing, T. S., & Peterson, S. J. (2008). Authentic leadership: Development and validation of a theory-based measure. *Journal of Management, 34,* 89–126.

Warner, R. M., Kenny, D. A., & Stoto, M. (1979). A new round robin analysis of variance for social interaction data. *Journal of Personality and Social Psychology, 37,* 1742–1757.

Wickham, R. E. (2013). Perceived authenticity in romantic partners. *Journal of Experimental Social Psychology, 49,* 878–887.

Wood, A. M., Linley, P. A., Maltby, J., Baliousis, M., & Joseph, S. (2008). The authentic personality: A theoretical and empirical conceptualization and the development of the authenticity scale. *Journal of Counseling Psychology, 55,* 385–399.

Wooten, D. B. (2009). Say the right thing: Apologies, reputability, and punishment. *Journal of Consumer Psychology, 19,* 225–235.

Wright, T. A., & Sweeney, D. A. (2016). The call for an increased role of replication, extension, and mixed-methods study designs in organizational research. *Journal of Organizational Behavior, 37,* 480–486.

Xu, E., Huang, X., Jia, R., Xu, J., Liu, W., Graham, L., & Snape, E. (2020). The "evil pleasure": Abusive supervision and third-party observers' malicious reactions toward victims. *Organization Science, 31,* 1115–1137.

Yagil, D., & Medler-Liraz, H. (2013). Moments of truth: Examining transient authenticity and identity in service encounters. *Academy of Management Journal, 56,* 473–497.

Zhang, X., & Zhou, J. (2014). Empowering leadership, uncertainty avoidance, trust, and employee creativity: Interaction effects and a mediating mechanism. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 124,* 150–164.

The double-edged sword of employee authenticity in coworker interactions: The moderating role of relationship duration

TANG Yipeng[1], JIA Rongwen[2], LONG Lirong[3], REN Zhiyu[1], PU Xiaoping[4]

([1] *School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan* 430073, *China*)

([2] *School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing* 100029, *China*)

([3] *School of Management, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan* 430074, *China*)

([4] *School of Management, Wuhan University of Technology, Wuhan* 430070, *China*)

Abstract

There has been an upsurge of both public and academic interest in authenticity at work. The key assumption in the burgeoning literature is that authenticity helps engender trust and decrease suspicion, thus drawing people closer to each other. In this study, however, we argued that employee authenticity can exert both positive and negative influences on coworker relationships. Using interpersonal help and interpersonal exclusion to represent positive and negative coworker interactions, respectively, we postulated that employee authenticity induces both coworkers' helping and exclusionary behaviors toward the focal employees. Building on social penetration theory and the literature of attributional ambiguity, we proposed suspicion of ulterior motives and knowledge-based trust to be the theoretical mechanisms explaining coworkers' behavioral responses to employee

authenticity. Further, we suggested that coworkers' behavioral responses to employee authenticity depend largely on the coworker relationship duration. Specifically, when relationships are new, employee authenticity may cause coworkers to mistrust the focal employees and be suspicious of their ulterior motives, thus decreasing coworkers' helping behavior and increasing exclusionary behavior. Conversely, when coworkers have worked together for a long time, employee authenticity may increase coworkers' trust in the focal employees and decrease suspicion, thus facilitating helping behavior and reducing exclusionary behavior.

We conducted two independent studies to examine the hypothesized effects. First, a two-wave round-robin survey study was conducted to test the mediating role of suspicion of ulterior motives in the relationship between employee authenticity and coworkers' behavioral responses. In the round-robin design, the team members rated each of their teammates, thus capturing the dyadic interactions between the focal employees and coworkers. We collected data from 299 members of 63 work teams in a large company. The final sample consisted of 1027 dyads. To alleviate the effects of common method bias, we used multiple data sources to measure our variables. Employee authenticity and suspicion of ulterior motives were assessed using self-reports at Time 1. Interpersonal helping behavior was measured using other-rating and exclusionary behavior with self-reports at Time 2. Coworker relationship duration was measured at both times. In Study 2, an experimental study was conducted to test the full model. Employee authenticity and the coworker relationship duration were manipulated. Specifically, the critical incident technique was used to identify the focal employees whose authenticity was high or low and whose relationship duration with the participants was long or short. The participants served as coworkers and were asked to answer questions about the focal employees. The measures used were adapted from Study 1.

In support of the theoretical model, the results showed that the coworker relationship duration moderated the effect of employee authenticity on coworkers' suspicion of ulterior motives and knowledge-based trust. Employee authenticity was related positively to suspicion and negatively to trust when the relationship duration was short, and related negatively to suspicion and positively to trust when the relationship duration was long. Further, suspicion of ulterior motives was related to interpersonal exclusionary behavior, and knowledge-based trust to interpersonal helping behavior. This research advances the existing understanding of authenticity in three aspects. First, research on coworker relationships has focused largely on social exchange and similarity attraction theories and suggested that employee authenticity facilitates positive coworker interactions. Our study departs from the main perspectives and builds on social penetration theory to propose that time is required for authenticity to exert its positive influence on coworker interaction. Second, our study contributes to social penetration theory in general. This theory was proposed and has been used mainly to explicate how self-disclosure in communication advances interpersonal relationships. This research uses the theory to understand whether and how the action of manifesting one's inner true self (employee authenticity) affects coworker interactions. Third, this study helps reconcile the inconsistent findings regarding how coworkers react to employee authenticity by stressing the moderating role of the coworker relationship duration.

Key words employee authenticity, coworker relationship duration, knowledge-based trust, suspicion of ulterior motives, interpersonal help, interpersonal exclusion